

Оценка изменений рыночной стоимости жилой недвижимости в зоне введенной в эксплуатацию транспортной развязки внутригородской платной автомобильной дороги

Целью исследования является оценка влияния введенной в эксплуатацию платной автомобильной дороги, проходящей по жилым кварталам города, на рыночную стоимость жилой недвижимости. Приведен обзор нетрадиционных методов оценки стоимости недвижимости, в основном, в зарубежных публикациях. В качестве платной автомобильной дороги выбран наиболее значимый транспортно-инфраструктурный проект текущего десятилетия для г. Санкт-Петербурга – Западный Скоростной Диаметр (ЗСД). Для анализа выбрана наиболее труднодоступная (до ввода в эксплуатацию ЗСД в 2016 году) часть города на Васильевском острове, для которой рассмотрены изменения в стоимости недвижимости на вторичном рынке в период с августа 2015 года по декабрь 2017 года, т.е. после ввода в эксплуатацию новой транспортной развязки ЗСД в западной части острова.

Для исследования были использованы данные Бюллетеня недвижимости г. Санкт-Петербурга на конец 2015 и 2017 гг., данные кадастровой оценки жилой недвижимости г. Санкт-Петербурга на 01.01.2015 и 01.01.2018 г. Основным **методом исследования** является изучение двумерных и условных распределений случайных величин цен предложений и кадастровых стоимостей, что позволяет получать оценки рыночной стоимости недвижимости, прошедшей кадастровый учет, и оценки темпов роста. Примененное в статье сравнение цен предложений с кадастровыми стоимостями, при простом и естественном предположении о логарифмически нормальном распределении, позволяет предло-

жить метод оценки рыночной стоимости для любого объекта недвижимости, даже если информация о нем отсутствует в рыночных данных. Полученные численные результаты показали удорожание значительной части масс-маркета за исследуемый период до 18% без учета скидки на торг, и до 9% с учетом скидки на торг, что несколько выше общего изменения цен предложений, которые можно встретить в рекламных изданиях. Значительное изменение (от 50% до 73%) выявлено у объектов недвижимости бизнес-класса, находящихся в зоне с значительно изменившимися видовыми характеристиками и улучшенной транспортной доступностью, в непосредственной близости от съезда с ЗСД. Полученные **результаты**, указывающие на рост рыночной стоимости позволили сделать общий вывод об изменениях привлекательности данного района для различных слоев населения города: как для мобильного среднего класса, ориентированного на масс-маркет, так и на покупателей премиум-сегмента, имеющим повышенные требования к недвижимости. Авторы полагают, что рост рыночной стоимости недвижимости в зоне транспортных развязок современных инфраструктурных проектов мог бы быть выше в других макроэкономических условиях, в настоящее время платежеспособный спрос населения явно не достаточен.

Ключевые слова: платные дороги, транспортная инфраструктура, кадастровая и рыночная стоимость, логарифмически нормальный закон распределения цен

Mikhail B. Laskin¹, Aleksander U. Talavirya²

¹ St. Petersburg Institute for Informatics and Automation of the Russian Academy of Sciences, St. Petersburg, Russia

² Higher School of Economics, St. Petersburg, Russia

Assessment of changes in the market value of residential real estate in the area of the commissioned transport interchange of the urban toll road

The purpose of this research is to assess the impact of the commissioned toll road running through the city's residential areas on the market value of residential real estate. The article presents a review of non-traditional methods for assessing real estate value, mainly in foreign publications. The Western High-Speed Diameter (WHSD) is the most significant transport and infrastructure project of the current decade for St. Petersburg. The most inaccessible part of the city on Vasilievsky Island was analyzed, as the example of new and secondary real estate value changes, were examined from August 2015 to December 2017, by the time when the new transport interchange of WHSD in the western part of the island was constructed and put into commission.

For the study, the authors used the data of the Real Estate Bulletin of St. Petersburg at the end of 2015 and 2017, the data of the cadastral assessment of residential real estate of St. Petersburg of 01.01.2015 and 01.01.2018. Main research method is the study of two-dimensional and conditional distributions of random values of bid prices and cadastral values, which allows obtaining estimates of the market value of the real estate that has passed cadastral registration, and estimates of growth rates.

The comparison of prices of offers with cadastral values applied in the article, with a simple and natural speculation of logarithmically normal distribution, allows us to propose a method of assessing the market

value for any property, even if the information about it is not available in the market data. The obtained numerical results showed a rise in the cost of a significant part of the mass-market for the study period up to 18% without discount on the auction, and up to 9% taking into account the discount on the auction. It turned out to be slightly higher than the general change in the prices of proposals that can be found in advertising publications. A significant change (from 50% to 73%) was found in business-class properties, located in the area with significantly changed species characteristics and improved transport accessibility, in the immediate vicinity of the exit from WHSD. The results, indicating the growth of market value, allowed us to make

a general conclusion about the changes in the attractiveness of the area for different segments of the population of the city: both for the mobile middle class, focused on the mass-market, and for buyers of the premium segment, having increased requirements for the real estate. The authors believe that the growth of the market value of real estate in the area of transport interchanges of modern infrastructure projects could be higher in other macroeconomic conditions. At present, the effective demand of the population is obviously not sufficient.

Keywords: toll road, transport infrastructure, cadastral and market value, lognormal distribution of prices

Введение

Строительство объектов транспортной инфраструктуры города неразрывно связано с социально-экономическим аспектом его развития, и может оказывать на него как положительное, так и отрицательное влияние. В частности, речь идет о сфере жилой недвижимости. В настоящей статье не будет рассматриваться отрицательное влияние автомобильных трасс на недвижимость, как, например, возможность отчуждения частных территорий при прокладке участков дороги, ухудшение качества жилья из-за зашумленности, изменения экологической обстановки и т.д., однако, такие риски объективно существуют. Прежде всего, нас интересует вопрос, влияет ли введение в эксплуатацию платной автомобильной дороги на рыночную стоимость недвижимости вследствие изменившейся транспортной доступности жилых объектов?

В современных условиях, при наличии большого объема рыночных данных и данных кадастрового учета, анализ изменений рыночной стоимости недвижимости, требует применения статистических методов исследования больших данных по территориям, на которых уже состоялись такие изменения.

Также стоит добавить, что предмет изучения актуален в первую очередь для платных дорог. Любую новую скоростную автомагистраль сложно разместить внутри городской инфраструктуры. Стоимость такого проекта значительно выше типовой дороги улично-дорожной сети, так как, ввиду плотности существующей застройки, она размещается либо на верхних (мостовые конструкции, эстакады), либо нижних (тоннели) уровнях по отношению к существующей инфраструктуре, и, зачастую, реализуется с участием негосударственных инвестиционных организаций, которые осуществляют возврат инвестиций за счет сбора платы в течение определенного срока. По сравнению с бесплатными городскими дорогами-дублерами, такие трассы имеют передовое технологическое оснащение, лучшее качество покрытия дорожного полотна, и обеспечивают наибольшую скорость при перемещении в черте города. Пример Западного скоростного Диаметра в г. Санкт-Петербурге

(далее – ЗСД) показывает, что проезд по дороге на платной основе перестал быть источником негативного отношения со стороны жителей города, и стал достаточно эффективным инструментом транспортной инфраструктуры для мобильной категории населения.

Гипотезу исследования, освещаемого в рамках данной статьи, можно сформулировать следующим образом: на стадиях завершения строительства и ввода платной автомобильной дороги в эксплуатацию, в зоне действующей транспортной развязки происходит изменение стоимости жилой недвижимости.

Отметим, что традиционные методы оценки стоимости недвижимости не подходят для решения данной задачи, так как они в наибольшей степени направлены на анализ малых выборок и учет ценообразующих факторов. Для рассмотрения описанной задачи наиболее целесообразным будет являться работа с массивами «больших» данными (Bigdata), позволяющих получить достоверный и полный взгляд на выявленные закономерности. Применимыми в данной статье методами обработки «больших» данных для оценки масштаба изменений рассматриваемого рынка будут являться статистические методы.

Следует обратить внимание, что применение нетрадиционных подходов к изучению аналитической информации рынка недвижимости получает все большее распространение в последнее время. В первую очередь, это связано с появлением возможности работы с значительными объемами многообразия структурированных и неструктурированных «больших» данных, а также появлением соответствующих программных инструментов. Подтверждением этому является наличие ряда отечественных и зарубежных статей, выпущенных оценочным сообществом в конце 2000-х годов, и посвященных данной тематике.

Наряду с классическими подходами к оценке стоимости недвижимости, которых придерживается отечественное оценочное сообщество, многие зарубежные авторы предлагают подходы к оценке, отличающиеся от стандартных. Например, основная идея метода гедонистического ценообразования состоит в выявлении статистической связи между средней или медианной сто-

имостью жилья, внутренними ценообразующими факторами (площадь помещения, тип дома, этажность и т.д.) и внешними факторами (расстояние до центра города, наличие метро, близость парка, уровень шума и т.д.). Статистическая зависимость, как правило, оценивается через модели линейной, логарифмической или частично-логарифмической зависимости. См. работы [1–6].

По нашему мнению, эта же идеология положена в основу отчета о кадастровой стоимости [30], выполненного Санкт-Петербургским ГУ «Кадастровая оценка» в 2018 г.

В ряде работ используются нерегрессионные модели оценки объектов жилой недвижимости. В [7–8] для прогнозирования стоимости жилых объектов используются нейронные сети, в некоторых работах используются методы машинного обучения: случайный лес [9], метод опорных векторов [10], сравниваются результаты применения таких методов как деревья решений, наивный байесовский классификатор, adaboost и другие [11]. Такие методы требуют использования больших выборок данных.

Другим подходом является использование индексов цен. Например, в работах [12] рассматривается индекс цен на жилье Case-Shiller. В работах [13–15] исследуется индекс повторной продажи, который прогнозирует изменение стоимости перепроданного объекта из разницы во времени и изменения его атрибутов между первоначальной продажей и последующей перепродажей. При этом в ряде исследований рассматривают гибридный метод, сочетающий гедонистический подход и метод повторной продажи, например работы [16–19]. Все рассматриваемые индексы являются «медианными», т.е. рассматривают усредненные цены.

Ряд работ в области анализа цен объектов недвижимости посвящено исследованию цен-пузырей. В литературе предлагается определять пузырь как ситуацию, при которой рыночная цена актива существенно отклоняется от его фундаментальной стоимости из-за спекулятивной торговой деятельности [20]. Основным подходом здесь является использование разных вариаций методов авторегрессии, примененных к усредненным ценам, например работы [21–24].

Для решения описанной задачи будет использован подход, предложенный в недавно вышедшей статье [25], предлагающий производить отслеживание рыночных цен на недвижимость через сравнение рыночных данных с кадастровой стоимостью.

Сначала мы проведем сравнительный анализ цен предложений до и после запуска платной автомобильной дороги (ЗСД), имеющей съезд в ранее труднодоступную часть Васильевского острова г. Санкт-Петербурга. Затем посмотрим, как изменилась кадастровая стоимость в этой части города с 2015 г. (до запуска ЗСД, который состоялся в 2016 г.) по 2018 г.

Анализ по рыночным данным цен предложений

Модель. Рассмотрим двумерную случайную величину $(V_{kc}, V_{цп})$ (V_{kc} – кадастровая стоимость, $V_{цп}$ – цена предложения). Пусть V_{kc} , $V_{цп}$ имеют логарифмически нормальные распределения, с параметрами μ_1, σ_1 (для цен предложений) и μ_2, σ_2 (для кадастровой стоимости) соответственно. Справедливо следующее утверждение, ранее доказанное (получается записыванием известных формул для соответствующих переменных) в статьях [26–27]:

Утверждение 1. Если случайные величины V_{kc} и $V_{цп}$ имеют совместное логарифмически нормальное распределение, то при фиксированном $V_{kc} = v$ наиболее вероятная цена V_{pc} (рыночная стоимость) равна:

$$V_{pc} = Mode(V_{цп} | V_{kc} = v) = \exp\left(\mu_1 + \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2} (\ln(v) - \mu_2) - \sigma_1^2 (1 - \rho^2)\right), \quad (1)$$

где ρ – коэффициент корреляции.

Формула (1) дает возможность при имеющемся массиве данных по ценам предложений (рыночная информация) оценить рыночную стоимость для любого объекта недвижимости из соответствующего кластера (приблизительно одинаковой локации), даже если его не было в листингах объявленных продаж. Такая возможность появилась совсем недавно после завершения кадастрового учета и присвоения объектам недвижимости кадастровых стоимостей.

Из формулы (1) легко увидеть, что зависимость рыночной стоимости (далее – РС) от кадастровой имеет вид степенной функции. Т.к., несмотря на определение РС, данное в ФЗ-135, продолжают попытки оценки РС через средние арифметические или средние геометрические, следует отметить, что даже в этих случаях сохранится характер степенной функции, т.к. оценка РС как среднего арифметического даст формулу $V_{pc} = Av^{\frac{\rho\sigma_1}{\sigma_2}} \exp(\sigma_1^2 (1 - \rho^2))$, как среднего геометрического $V_{pc} = Av^{\frac{\rho\sigma_1}{\sigma_2}} \exp\left(\frac{2}{3} \times \sigma_1^2 (1 - \rho^2)\right)$.

Тогда:

$$V_{pc} = Mode(V_{цп} | V_{kc} = v) = Av^{\frac{\rho\sigma_1}{\sigma_2}}, \quad \text{где } A = \exp\left(\mu_1 - \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2} (\ln(v) - \mu_2) - \sigma_1^2 (1 - \rho^2)\right) \quad (2)$$

Заметим, что формула (2) имеет «точку равновесия» – v_0 , удовлетворяющую следующему соотношению $v_0 = Av_0^{\frac{\rho\sigma_1}{\sigma_2}}$.

В ней кадастровая стоимость будет равняться рыночной стоимости.

Пусть $V_{цн2015}$ — цена предложения в 2015 г., а $V_{цн2017}$ — цена предложения в 2017 г. Тогда оценка рыночной стоимости для 2015 г. и 2017 г. может быть получена формуле (1):

$$\begin{aligned} V_{pc2015} &= Mode(V_{цн2015} | V_{кc} = v) = \\ &= \exp\left(\mu_1 + \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2} (\ln(v) - \mu_2) - \sigma_1^2 (1 - \rho)^2\right) \\ V_{pc2017} &= Mode(V_{цн2017} | V_{кc} = v) = \\ &= \exp\left(\mu_1 + \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2} (\ln(v) - \mu_2) - \sigma_1^2 (1 - \rho)^2\right) \end{aligned}$$

где индекс 1 используется для параметров распределения кадастровых стоимостей, индекс 2 для рыночных цен предложения, или (2):

$$\begin{aligned} V_{pc2015} &= Mode(V_{цн2015} | V_{кc} = v) = A_{2015} v^{B_{2015}} \\ V_{pc2017} &= Mode(V_{цн2017} | V_{кc} = v) = A_{2017} v^{B_{2017}}, \end{aligned} \quad (3)$$

где коэффициенты A_{2015} , A_{2017} , рассчитываются по формуле

$$A = \exp\left(\mu_1 - \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2} \mu_2 - \sigma_1^2 (1 - \rho)^2\right),$$

коэффициенты каждый B_{2015} , B_{2017} , рассчитываются по формулам $B_{2015} = \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2}$, $B_{2017} = \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2}$, каждый со своими параметрами μ_1 , σ_1 , μ_2 , σ_2 , ρ .

Формулы (3) являются оценками рыночной стоимости в 2015 и 2017 гг., полученными по соответствующим условным распределениям при заданной кадастровой стоимости. Таким образом, для любого объекта недвижимости, прошедшего кадастровый учет, может быть получена не только оценка его рыночной стоимости в соответствующем периоде, но оценен темп роста, т.е. формула

$$V_{pc2017} = A_{2017} \frac{V_{pc2017} \frac{B_{2017}}{B_{2015}}}{A_{2015}} \quad (4)$$

дает оценку зависимости рыночной стоимости 2017 г. от рыночной стоимости 2015 г., а формула

$$K = \frac{1}{V_{pc2017}} A_{2017} \frac{V_{pc2017} \frac{B_{2017}}{B_{2015}}}{A_{2015}} \quad (5)$$

дает оценку коэффициента изменения рыночной стоимости с 2015 по 2017 г. Рассмотрим пример.

Пример

Выбор исследуемой локации. Для анализа и расчетов определены следующие условия. В качестве объекта транспортной инфраструктуры

была выбрана эксплуатируемая платная дорога ЗСД. Следует подчеркнуть, что данная автомагистраль играет большое влияние на транспортную инфраструктуру Санкт-Петербурга, соединяя Южную, Северную и Центральную части города, и значительно сокращая время движения легкового и грузового автомобильного транспорта. В виду того, что строительство ЗСД было значительно разнесено во времени (строительство было начато в 2005 г.) и противоположным районам города (Южный участок — 1 и 2 очереди строительства; Северный участок — 3 и 5 очереди строительства; Центральный участок — 4 и 5 очереди строительства), для исследования был рассмотрен проект на этапе его полного завершения, т.е. в момент запуска Центрального участка, полностью обеспечивающего транспортные-логистические задачи автомобильной дороги для внутригородской транспортной инфраструктуры.

На Центральном участке находятся две транспортные развязки, расположенные на набережной р. Екатеринофки на Гутуевском острове, и наб. Макарова на Васильевском острове. Для оценки был выбран наиболее труднодоступный (до открытия ЗСД) район центральной части города — Васильевский остров (рис. 1). Организованная в данном районе транспортная развязка обеспечила съезд и въезд на автомагистраль как в Южном, так и Северном направлении города.

Для анализа выбран временной отрезок длиной немногим более 2 лет, с августа 2015 г. по декабрь 2017 г. В августе 2015 г. Центральный участок ЗСД находился в активной стадии строительства и еще не влиял на стоимость жилой недвижимости в центральных районах города. На стадии завершения строительства участка и момент его открытия 4 декабря 2016 г., на локальном рынке недвижимости происходили изменения. На конец 2017 г. изменения на рын-

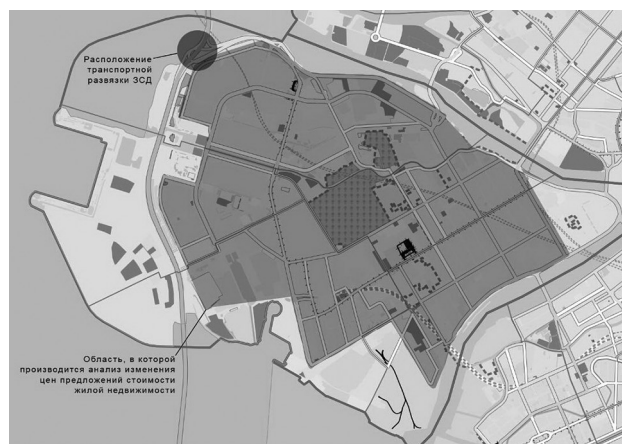


Рис. 1. Карта исследуемой области г. Санкт-Петербурга. Красным отмечены области, в которых производится анализ изменения цен предложений стоимости жилой недвижимости, синим обозначено расположение транспортной развязки ЗСД

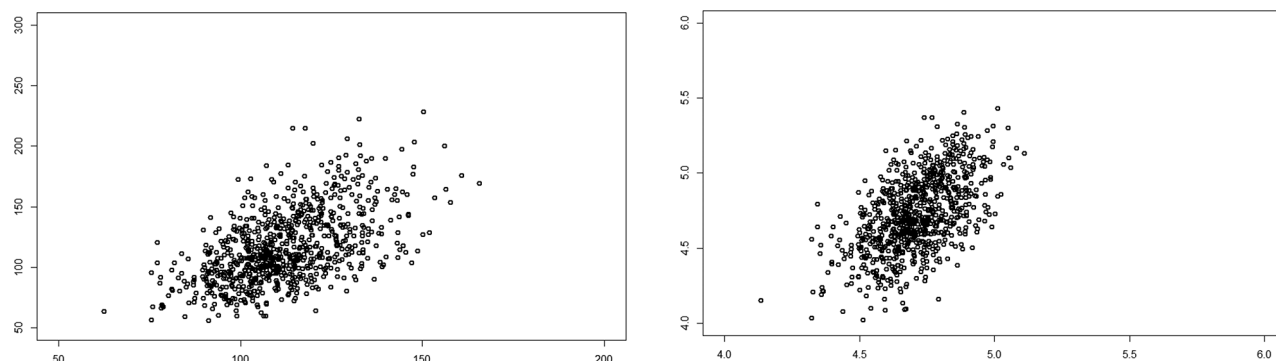


Рис. 2. Облака рассеяния для пары кадастровая стоимость, цена предложения 2015 г. Слева в натуральных значениях в тыс. руб./кв. м., справа для логарифмов кадастровой стоимости и цен предложений

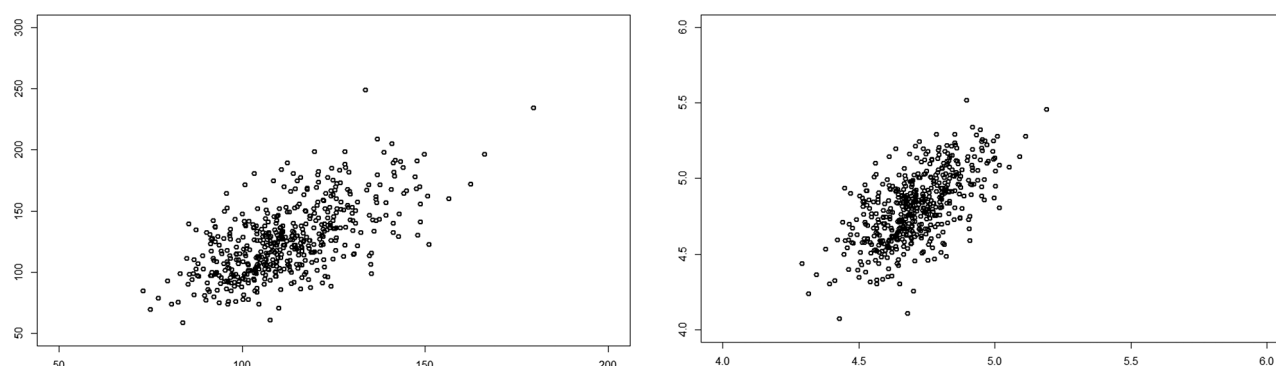


Рис. 3. Облака рассеяния для пары кадастровая стоимость, цена предложения 2017 г. Слева в натуральных значениях в тыс. руб./кв. м., справа для логарифмов кадастровой стоимости и цен предложений

ке завершились, сделав объекты Васильевского острова недвижимостью с высокой транспортной доступностью.

Подготовка данных. Для исследования были использованы: Приложение № 1 к приказу № 59-п от 27.08.2015 КИО г. Санкт-Петербурга [28], содержащее информацию об адресах, кадастровых номерах и кадастровых стоимостях о 79 954 объектах жилого фонда Василеостровского района г. Санкт-Петербурга. Номер № 1701 от 09.11.2015, и номер № 1809 от 11.12.2017 Бюллетеня Недвижимости с ценами предложений жилой недвижимости по Василеостровскому району г. Санкт-Петербурга с объемом выборок 823 и 765 наблюдений.

Получены параметры распределений:

$\mu_2 = 4,7085$, $\sigma_2 = 0,1448$ (для кадастровой стоимости),

$\mu_1 = 4,7365$, $\sigma_1 = 0,2546$, $\rho = 0,65$ в 2015 г.,

$\mu_1 = 4,7987$, $\sigma_1 = 0,2402$, $\rho = 0,45$ в 2017 г.

На рис. 2 и 3 приведены облака рассеивания рассматриваемых массивов данных.

Характерный эллиптический вид облаков рассеяния на правых диаграммах рис. 1 и 2 является основанием для статистической гипотезы о совместной нормальности логарифмов случайных величин кадастровая стоимость — цена предло-

жения (2015 и 2017 г.). Гипотеза проверена круговым тестом Колмогорова-Смирнова, который был впервые показан в работах по определению скидки на торг по статистическим данным [26] и корректировки рыночной стоимости по ценообразующему фактору «площадь объекта» [27]. Результаты представлены на рис. 4.

Значения p -value при поворотах логарифмической плоскости от 0 до π не опускается ниже критического уровня в 5%. На 5% уровне значимости оснований отвергнуть гипотезу о совместном нормальном распределении логарифмов кадастровых стоимостей и цен предложений нет.

На рис. 5 представлено визуальное соответствие эмпирических наблюдений и модельных логарифмически нормальных распределений в 2015 и в 2017 гг.

Можно применить формулы (3), (4), (5):

$$\begin{aligned}
 A_{2015} &= \\
 &= \exp \left(4,7365 - 0,65 \frac{0,2546}{0,1448} 4,7085 - 0,2546^2 (1 - 0,65^2) \right) = \\
 &= 0,5055 \\
 A_{2017} &= \\
 &= \exp \left(4,7987 - 0,55 \frac{0,2402}{0,1448} 4,7085 - 0,2402^2 (1 - 0,55^2) \right) = \\
 &= 1,5582
 \end{aligned}$$

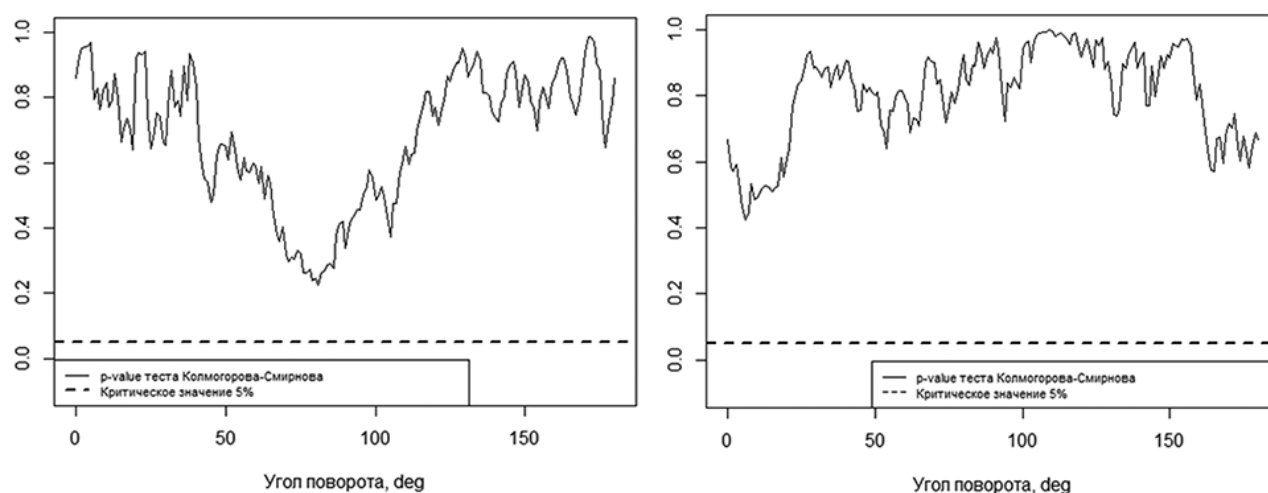


Рис. 4. Результаты кругового КС-теста. Слева для 2015 г., справа для 2017 г.

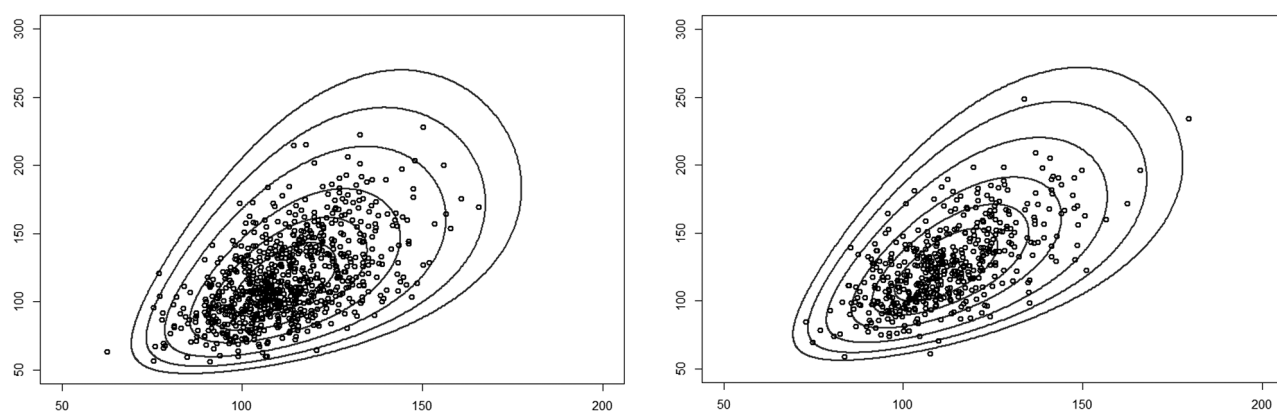


Рис. 5. Облака рассеяния пар кадастровая стоимость, цена предложения (слева для 2015 г., справа для 2017 г., тыс. руб./кв. м.)

$$B_{2015} = 0,65 \frac{0,2546}{0,1448} = 1,1429,$$

$$B_{2017} = 0,55 \frac{0,2402}{0,1448} = 0,9123$$

$$V_{pc2017} = 1,5582 \frac{V_{pc2017}^{\frac{0,9123}{1,1429}}}{0,5055} = 2,7379 \times V_{pc2017}^{0,7982},$$

$$K = 2,7379 \times V_{pc2015}^{-0,2018}$$

и получить зависимости рыночной стоимости 2017 г. от рыночной стоимости 2015 г. и коэффициент удорожания K . Результат представлен на рис. 6.

Из формулы (1) легко увидеть, что зависимость рыночной стоимости (далее – РС) от кадастровой имеет вид степенной функции.

На рис. 6 хорошо видно, что удорожание по Василеостровскому району в диапазоне цен предложений 2015 г. достигает ~ 17% для недорогого сегмента рынка, с ростом рыночной сто-

имости 2015 г. коэффициент удорожания уменьшается. Полученная зависимость не учитывает скидку на торг и получена по ценам предложений и данным кадастровой оценки 2015 г.

Теперь сравним кадастровые стоимости 2015 и 2018 гг. жилой недвижимости на Васильевском острове в сегменте масс-маркет (т.е. в диа-

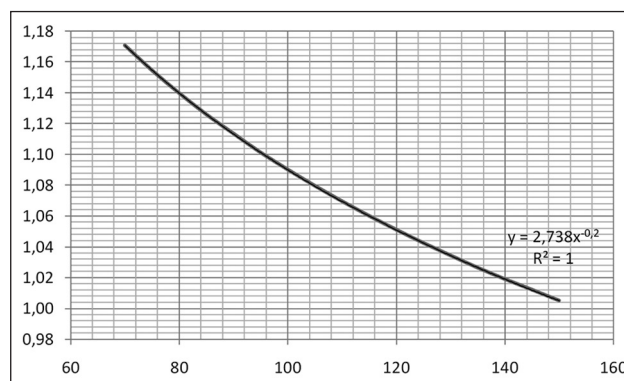


Рис. 6. Зависимость коэффициента удорожания на конец 2017 г. для различных значений рыночной стоимости 2015 г.

пазоне установленных в 2015 г. кадастровых стоимостей от 70 до 150 тыс. руб. за 1 кв. м.). Результаты кадастровой оценки 2015 и 2018 гг. взяты из опубликованных отчетов ГУП ГУИОН г. Санкт-Петербурга в 2015 г. [28] и Санкт-Петербургским ГУ «Кадастровая оценка» в 2018 г. [30]. Датой оценки 2018 г. будет являться 01.01.2018 г., т.е. будут использованы предшествующие рыночные данные, по этой причине мы полагаем, что при сравнении результатов полученных по рыночным данным от 11.12.2017 г. с результатами кадастровой оценки 2018 г. корректировка на время не нужна (отличие в этих результатах заключается в учете скидки на торг в данных кадастровой оценки). Сравнение кадастровых баз удобно, прежде всего, потому, что для каждого объекта существует уникальный идентификатор (кадастровый номер), и, следовательно, пара кадастровых стоимостей 2015 и 2018 гг. может рассматриваться как двумерная случайная величина. Конечно, такая «выборка» не является рандомизированной, т.к. она результат обработки больших рыночных данных группой профессиональных оценщиков. В то же время, очевидно, что другая группа оценщиков получила бы результаты, не обязанные совпадать с данными отчетов. Т.е. выборка была бы другой. Высокое качество отчетов 2015 и 2018 г. по г. Санкт-Петербургу позволяют не принимать во внимание возможную тенденциозность оценки, которая могла бы быть при других обстоятельствах. Аналогичное сравнение для рыночных стоимостей имеет очевидное препятствие: в рыночных базах данных нет кадастрового номера. Его, как было показано выше, можно обойти путем сравнения рыночных данных с кадастровыми базами.

Проводя сравнение кадастровых стоимостей мы опираемся на следующие принципы, заложенные Санкт-Петербургским ГУ «Кадастровая оценка» в модель расчета кадастровой стоимости в 2018 г.:

- кадастровая стоимость определялась как рыночная;
- применялся только сравнительный подход по рыночным данным, скидка на торг уже учтена в результатах оценки;

– применялась мультипликативная модель (линейная регрессия для логарифмов рыночных цен) с учетом ряда ценообразующих факторов. Подробно эти принципы изложены в отчете об оценке [30].

На рис. 7 представлены облака рассеяния двумерных случайных величин (КС 2015, КС 2018) и их логарифмов. На представленной диаграмме можно увидеть, что объекты жилой недвижимости, имевшие в 2015 г. кадастровую стоимость в диапазоне от 70 до 150 тыс. руб. за 1 кв. м., после кадастровой оценки 2018 г. распались на два кластера: объекты (большинство) с незначительно увеличившейся кадастровой стоимостью, и объекты, для которых кадастровая стоимость значительно выросла. Адресный анализ второго кластера показывает, что в нем оказались объекты современного строительства, с подземными паркингами, обладающие хорошей транспортной доступностью со стороны ЗСД и объекты, из окон которых открывается вид на вантовый мост ЗСД через Петровский фарватер, стадион «Газпром Арена», строящийся деловой комплекс «Лахта Центр». Так как Санкт-Петербургским ГУ «Кадастровая оценка» использовалась мультипликативная модель (линейная регрессия в показателе экспоненты), то линейный тренд, показывающий динамику изменения кадастровых стоимостей для каждого кластера следует построить для облака рассеяния в логарифмической плоскости (рис. 7, правая диаграмма). Коэффициенты линейного тренда можно получить двумя способами. Методами регрессионного анализа (метод наименьших квадратов) и выдвигая гипотезу о совместном логарифмически нормальном распределении кадастровых стоимостей. В первом случае, однако, необходимо проверять комплекс условий теоремы Гаусса-Маркова, т.к. регрессионный анализ разработан для случаев, когда о виде закона распределения ничего не известно. Одним из этих условий (но не единственным) является нормальность остатков с нулевым средним. При выдвигении статистической гипотезы о совместной нормальности логарифмов аналогично необходимо прове-

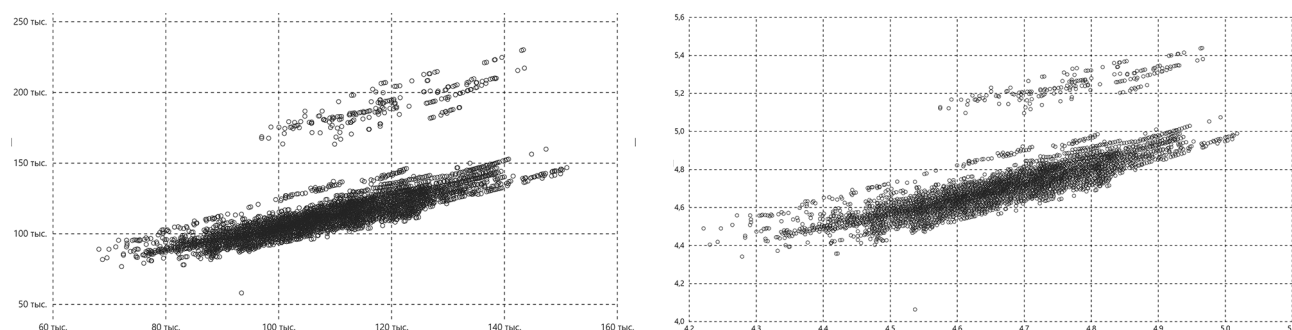


Рис. 7. Облака рассеяния кадастровых стоимостей 2015 и 2018 гг. жилой недвижимости на Васильевском острове (слева в натуральных значениях в руб. за 1 кв. м., справа в логарифмах от тыс. руб. за 1 кв. м.)

речь гипотезу о нормальности логарифмов (отличие заключается в ненулевом среднем, оно легко устраняется центрированием). Принятие гипотезы о совместной нормальности логарифмов означает, что линейной регрессией будет уравнение линии главной оси эллипсов рассеяния, для большого кластера (рис. 7) мы используем именно этот подход. Проверка статистических гипотез для больших выборок является проблемой, прежде всего потому, что распространенные тесты (Колмогорова-Смирнова, Шапиро-Уилка и многие другие) существенно зависят от объема выборки и при объемах выше 2000 элементов почти никогда не дают убедительных результатов, даже при идеальном визуальном соответствии эмпирического и модельного распределений. В случае с кадастровыми базами объемы выборок могут превышать десятки и сотни тысяч элементов, общая база по жилой недвижимости превышает в Санкт-Петербурге 2 000 000. В этих условиях приходится прибегать к методам типа бутстреп-анализа.

В табл. 1 приведены все параметры выборок, необходимые для определения коэффициентов линейной регрессии.

Уравнение линейного тренда вида:

$$\ln(y) = a \ln(x) + b$$

при обратном переходе от логарифмов к «натуральным» значениям примет вид:

$$y = Bx^a, \text{ где } B = e^b.$$

Применительно к рассматриваемой задаче сравнения кадастровой стоимости 1 кв. м. для логарифмов будем искать линейный тренд:

$$\ln(V_{2018}) = a \ln(V_{2015}) + b, \quad (6)$$

а для натуральных значений кадастровой стоимости тренд в виде степенной функции:

$$V_{2018} = BV_{2015}^a \quad (7)$$

При принятии в качестве рабочей гипотезы о совместном нормальном распределении логарифмов кадастровых стоимостей 1 кв. м. уравнение линии главной оси эллипсов рассеяния и есть линейная регрессия для логарифмов кадастровых стоимостей. Необходимые формулы легко получаются записыванием хорошо известных соотношений совместного нормального закона распределения для обозначений текущей задачи.

Пусть V_{2015} распределено логарифмически нормально, с параметрами μ_{2015} , σ_{2015} , а V_{2018} распределено логарифмически нормально с параметрами μ_{2018} , σ_{2018} , коэффициент корреляции — ρ . Тогда уравнение главной оси эллипсов рассеяния принимает вид:

$$\ln(V_{2018}) = \rho \times \frac{\sigma_{2018}}{\sigma_{2015}} \times \ln(V_{2015}) + \mu_{2018} - \mu_{2015} \times \rho \times \frac{\sigma_{2018}}{\sigma_{2015}} \quad (8)$$

уравнение степенного тренда в натуральных значениях (для кадастровых стоимостей):

$$V_{2018} = e^{\mu_{2018} - \mu_{2015} \times \rho \times \frac{\sigma_{2018}}{\sigma_{2015}}} V_{2015}^{\rho \times \frac{\sigma_{2018}}{\sigma_{2015}}},$$

т.е. в приведенных выше обозначениях:

$$a = \rho \times \frac{\sigma_{2018}}{\sigma_{2015}}, \quad b = \mu_{2018} - \mu_{2015} \times \rho \times \frac{\sigma_{2018}}{\sigma_{2015}}, \quad B = e^b \quad (9)$$

В случае если о двумерном распределении ничего не известно, формула (8) остается уравнением линейной регрессии полученной по МНК.

Для нижнего кластера проведено тестирование на совместную нормальность логарифмов в следующей последовательности:

— удалены крайние значения, всего около 4% (в двумерном случае мы удаляем крайние значения вдоль любой прямой проходящей через центр эллипса рассеяния). Результат показан на рис. 8.

— для оставшегося множества: объем выборки (47 725) даже после отсека 4% крайних значений остается настолько большим, что применение обычных тестов не возможно. Случайным образом выбирались подвыборки по 100 элементов, которые тестировались круговым (см. например [26]) тестом Колмогорова-Смирнова. Результат показан на рис. 9.

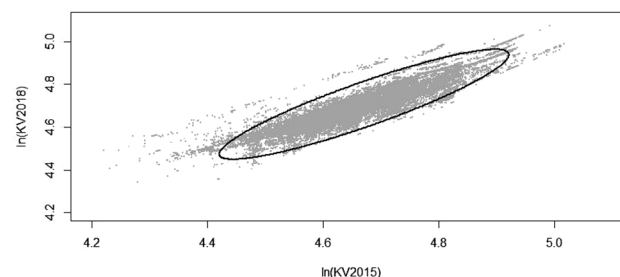


Рис. 8. Нижний кластер (всего 47 725 точек). Граница эллипса рассеяния, отсекающая 4% крайних значений

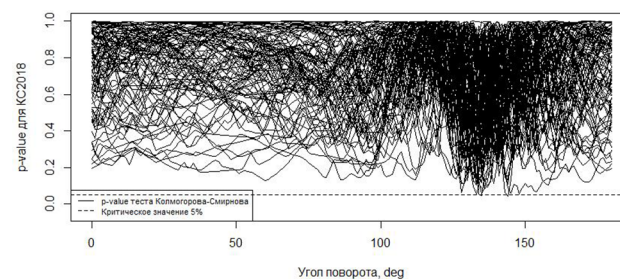


Рис. 9. Результат тестирования выборок по 100 элементов тестом Колмогорова-Смирнова. По горизонтали угол поворота облака рассеяния, по вертикали значение p-value.

На рис. 9 показан результат 100 кратного повторения теста для подвыборок по 100 элементов. Каждая линия должна быть выше критического уровня 5% (показан пунктиром). Очевидно, что показанный на рис. 9 результат для логарифма кадастровой стоимости 2018 г. (от 0 до ∞), показывает и результат для логарифма кадастровой стоимости 2015 г. (от $-\infty/2$ до $\infty/2$). Из 100 линий только 4 коснулись критической линии уровня, поэтому мы сохраняем гипотезу о совместной нормальности логарифмов кадастровых стоимостей как рабочую.

Для верхнего кластера построено уравнение линейной регрессии по МНК, с помощью стандартной функции “lm” статистического пакета R. Полученные параметры a и b , разумеется, совпадают с параметрами, полученными по формуле (9). Коэффициент детерминации $R^2 = 0,66$, медиана ошибок $-0,004$, минимальная и максимальная ошибки $-0,1/+0,09$, стандартная ошибка отклонений $0,03$. Дополнительное исследование распределения ошибок показало: стандартная функция “fitdistr” пакета R наилучшим приближением распределения студентизированных ошибок предлагает стандартное нормальное распределение $N(0,1)$ (Следует отметить, что даже верхний кластер является выборкой большого объема – 3205 точек, для которых обычные статистические тесты работают плохо из-за зависимости от объема выборки).

Для приведенной на рис. 7 выборки (распадающейся как минимум на два кластера) получены следующие параметры (табл. 1).

Таблица 1

Параметры выборок для расчета коэффициентов линейной регрессии по формулам (8) и по методу наименьших квадратов

	μ_{2015}	μ_{2018}	σ_{2015}	σ_{2018}	ρ	параметр a	параметр b	B
Верхний кластер	4,76	5,23	0,08	0,06	0,81	0,61	2,33	10,24
Нижний кластер	4,67	4,70	0,09	0,09	0,92	0,91	0,47	1,61

На рис. 10 показаны 2 степенные функции, являющиеся регрессионными моделями, показывающими степенные тренды зависимости кадастровой стоимости 2018 г. от кадастровой стоимости 2015 г. (которые с учетом принципов, заложенных в отчеты [28], [30] можно считать оценками рыночных стоимостей).

По трендам, изображенным на рис. 10 не легко увидеть относительное удорожание, поэтому рассмотрим двумерное рассеяние пары: кадастровая стоимость 2015 г. и удорожание (отношение кадастровой стоимости 2018 г. к кадастровой стоимости 2015 г.).

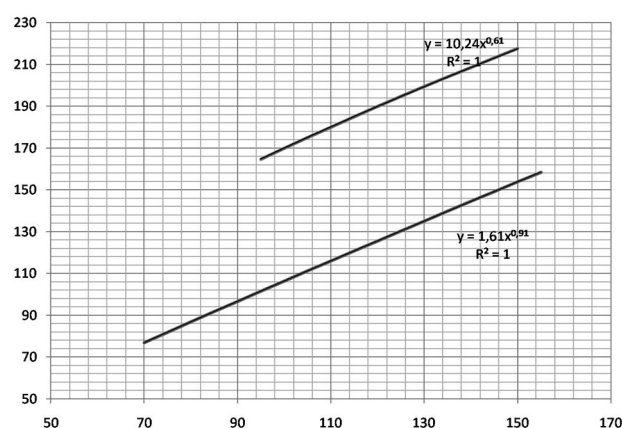


Рис. 10. Линии регрессии (в виде степенных функций) для верхнего и нижнего кластеров, показанных на рис. 7. По горизонтали кадастровая стоимость 1 кв. м. в 2015 г., по вертикали кадастровая стоимость 1 кв. м. в 2018 г.

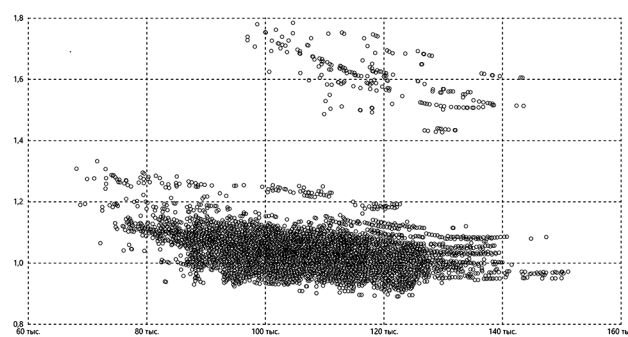


Рис. 11. Изменение кадастровой стоимости. По горизонтали кадастровая стоимость 1 кв. м. в 2015 г. в руб. за 1 кв. м. По вертикали отношение кадастровой стоимости 2018 г. к кадастровой стоимости 2015 г.

На рис. 11 хорошо виден нелинейный характер зависимости изменения кадастровой стоимости за 3 года, что хорошо укладывается в концепцию совместного нормального распределения логарифмов кадастровых стоимостей. Из формулы (7) $V_{2018} = BV_{2015}^a$, следует, что коэффициент удорожания равен $K = \frac{1}{V_{2015}} V_{2018} = BV_{2015}^{a-1}$ (коэффициенты a и B показаны в табл. 1). На рис. 12 показаны соответствующие линии трендов.

Из представленной на рис. 12 диаграммы видно, что различие между нижней и средней линией существует за счет учета скидки на торг в отчетах о кадастровой оценке. В представленных выше расчетах по рыночным данным мы скидку на торг не учитывали. Скидка на торг для таких объектов (фактически масс-маркета) в 2017 г. (кадастровая оценка на 01.01.2018 г.) составляет $\sim 9\%$ для объектов с кадастровой стоимостью в 2015 г. 70 тыс. руб. за 1 кв. м., по мере роста кадастровой стоимости скидка на торг падает до нуля (разницу в 1% в диапазо-

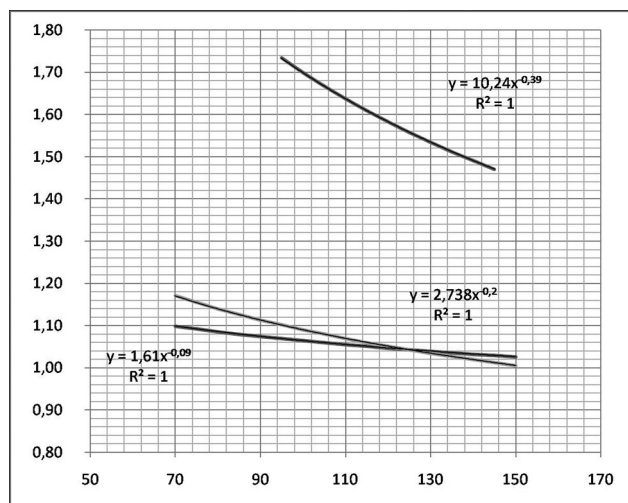


Рис. 12. Линии степенных трендов для пар кадастровая стоимость — коэффициент удорожания.
По горизонтали кадастровая стоимость 1 кв. м. в 2015 г. (в тыс. руб. за 1 кв. м.). По вертикали — коэффициент удорожания (изменения).
Верхняя линия — тренд для «верхнего» кластера на рис. 7 (значительно подорожавшие объекты).
Нижняя линия — тренд для «нижнего» кластера на рис. 7 (не значительно подорожавшие объекты).
Средняя линия — тренд изменения рыночной стоимости без учета скидки на торг, полученный по рыночным данным (ранее показан на рис. 6)

не кадастровой стоимости 2015 г. от 125 до 150 тыс. руб. за 1 кв. м. мы относим на погрешности вычислений). Таким образом, удорожание в значительной части масс-маркета за три года (годовую ставку роста несложно рассчитать по формуле сложных процентов) находится в диапазоне от 18% до 0% без учета скидки на торг и от 10% до 0% с учетом скидки на торг. Иная картина для отдельной категории объектов недвижимости, имеющих собственные подземные паркинги, находящихся в зоне значительно изменившейся доступности (в непосредственной близости от съезда с ЗСД), а также с изменившимися видовыми характеристиками. В этом кластере удорожание за 3 года составило 73% у объектов с кадастровой стоимостью 2015 г. 95 тыс. руб. за 1 кв. м. (стало 164,35 тыс. руб. за 1 кв. м.), с ростом кадастровой стоимости 2015 г. относительное удорожание снижается до 47% у объектов с кадастровой стоимостью 2015 г. 145 тыс. руб. за 1 кв. м. (стало ~ 217,5 тыс. руб. за 1 кв. м.).

Выводы

Полученные результаты указывают на изменения рынка недвижимости в связи с введением в эксплуатацию платной автомобильной дороги. Изменившаяся транспортная доступность повлияла на привлекательность района для среднего класса населения с высокой сте-

пенью мобильности, имеющего потребность в постоянном перемещении внутри города.

По данным портала «Бюллетень Недвижимости», за анализируемый период в Санкт-Петербурге [29] не наблюдалось активного повышения стоимости предложения на жилые объекты. Динамика цен за период с августа 2015 по январь 2018 г. представлена на рис. 13.

Указанные индексы являются индикаторами среднего уровня цен предложения в целом на рынке жилой недвижимости Санкт-Петербурга, и указывают на отсутствие изменений (+0,56%) на рынке строящегося жилья и тенденцию незначительного увеличения цен предложений (+4,35%) на вторичном рынке недвижимости. Сравнение с полученными выше результатами без учета скидки на торг (до 18%) может говорить о прямом влиянии введенного в эксплуатацию ЗСД. Однако это влияние, по нашему мнению, в другой макроэкономической среде могло быть больше — в настоящее время недостаточен платежеспособный спрос. По нашему мнению, на это указывает результат по объектам, имеющим собственные подземные паркинги и непосредственную близость к развязке ЗСД (или значительно изменившиеся видовые характеристики) — рост кадастровой стоимости (фактически оцененной как рыночной) от 47% до 73%. Отсутствие общей динамики роста цен городского жилья за обозначенный период (рис. 13, меньше 5%) дает основания полагать, что рост кадастровой стоимости (расчитана как рыночная) объектов недвижимости, находящихся в Василеостровском районе, в первую очередь связаны с повышением инфраструктурной доступности и появлением транспортной развязки платной дороги в Западной части острова.

В заключении стоит отметить, что результаты, полученные на основе анализа большого массива данных, имеют высокую степень достоверности, и позволяют производить не только ретроспективный анализ поведения рынка недвижимости при различных изменениях городской инфраструктуры, но также прогнозировать дальнейшее поведение рынка.

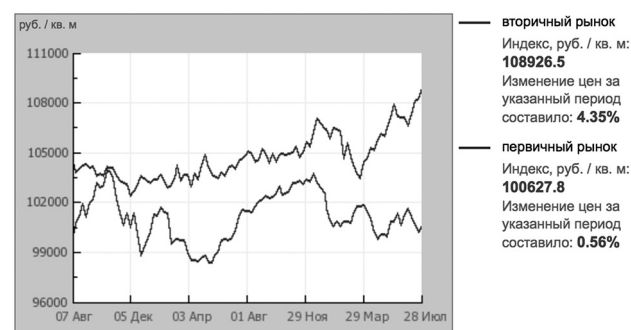


Рис. 13. Динамика изменений цены на недвижимость в Санкт-Петербурге за период с 01.08.2015 по 01.01.2018

Интересным может оказаться и решение обратной задачи: оценка влияния развития новых строящихся районов и объектов повышенной социальной значимости на инвестиционную привлекательность платных дорог. Так, создание нового делового района Мо-

сквы «Москва-Сити» привело к реализации проекта Северного дублера Кутузовского проспекта, который направлен на обеспечение максимально быстрого подъезда к Московскому международному деловому центру от МКАД.

Литература

1. Anselin L., Lozano-Gracia N. Errors in variables and spatial effects in hedonic house price models of ambient air quality. *Empirical Economics*. 2008. Vol. 34. Iss. 1. P. 5–34.
2. Benson E.D., Hansen J.L., Schwartz Jr. A.L., Smersh G.T. Pricing Residential Amenities: The Value of a View. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. 1998. Vol. 16. Iss. 1. P. 55–73.
3. Debrezion G., Pels E., Rietveld P. The impact of rail transport on real estate prices: an empirical analysis of the Dutch housing market. *Urban Stud.* 2011. Vol. 48. Iss. 5. P. 997–1015.
4. Jim C.Y., Chen, W.Y. Impacts of urban environmental elements on residential housing prices in Guangzhou (China). *Landscape and Urban Planning*. 2006. Vol. 78. Iss. 4. P. 422–434.
5. Rivas R., Patil D., Hristidis V., Barr J.R., Srinivasan N. The impact of colleges and hospitals to local real estate markets. *Journal of Big Data*. 2019. Vol. 6. Iss. 1.
6. Wena H., Zhanga Y., Zhang L. Assessing amenity effects of urban landscapes on housing price in Hangzhou, China. *Urban Forestry & Urban Greening*. 2015. Vol. 14. P. 1017–1026.
7. Peterson S., Flanagan A.B. Neural Network Hedonic Pricing Models in Mass Real Estate Appraisal. *Journal of real estate research* 2009. Vol. 31. Iss. 2. P. 147–164.
8. Rafiei M.H., Adeli H. Novel Machine-Learning Model for Estimating Construction Costs Considering Economic Variables and Indexes. *Journal of construction engineering and management*. 2018. Vol. 144. Iss. 12. Article number 04018106.
9. Antipov E.A., Pokryshevskaya E.B. Mass appraisal of residential apartments: An application of Random forest for valuation and a CART-based approach for model diagnostics. *Expert Systems with Applications*. 2012. Vol. 39. P. 1772–1778.
10. Kontrimas V., Verikas A., The mass appraisal of the real estate by computational intelligence. *Applied Soft Computing* 11. 2011. P. 443–448.
11. Park B., Baem J.K. Using machine learning algorithms for housing price prediction: The case of Fairfax County, Virginia housing data. *Expert Systems with Applications* 42. 2015. P. 2928–2934.
12. Case K.E., Shiller R.J. Prices of Single-Family Homes since 1970: New Indexes for Four Cities. *New England Economic Review*. 1987. P. 45–56.
13. Englund P., Quigley, J.M., Redfearn, C.L. The choice of methodology for computing housing

price indexes: comparison of temporal aggregation and sample definition. *Journal of real estate finance and economics*. 1999. Vol. 19. Iss. 2. P. 91–112.

14. Epley D. Assumptions and restrictions on the use of repeat sales to estimate residential price appreciation. *Journal of Real Estate Literature*. 2016. Volume 24, Issue 2, pp. 275–286.

15. Malpezzi S. Hedonic pricing models: A selective and applied review. In: O'Sullivan T, Gibb K, & editors. *Housing economics and public policy: Essays in honor of Duncan MacLennan*. Oxford. UK: Blackwell Science. 2002. P. 67–89.

16. Case B., Quigley J.M. The dynamics of real estate prices. *The Review of Economics and Statistics*. 1991. Vol. 73, Iss. 1. P. 50–58.

17. Englund P., Quigley J.M., Redfearn C.L. Improved price indexes for real estate: Measuring the course of Swedish housing prices. *Journal of Urban Economics*. 1998. Vol. 44. Iss. 2. P. 171–196.

18. Jones C. House price measurement: The hybrid hedonic repeat-sales method. *The Economic Record*. 2010. Vol. 86. Iss. 272. P. 95–97.

19. Wang F., Zheng X. The comparison of the hedonic, repeat sales, and hybrid models: Evidence from the Chinese paintings. *Cogent Economics & Finance*. 2018. Vol. 6. P. 1–19.

20. Brunnermeier M.K. Bubbles. In *The New Palgrave Dictionary of Economics*. L.E. Blume and S.N. Durlauf, eds. New York: Palgrave Macmillan. 2009.

21. Fabozzi F. J., Xiao K. The Timeline Estimation of Bubbles: The Case of Real Estate. *Real Estate Economics*. 2019. Vol. 47. Iss. 2. P. 564–594.

22. Fernandez-Kranz D., Hon M.T. A cross-section analysis of the income elasticity of housing demand in Spain: Is there a real estate bubble? *Journal of real estate finance and economics*. 2006. Vol. 32, Iss. 4. P. 449–470.

23. Phillips P.C.B., Shi S.P., Yu J. Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance. *International Economic Review*. 2015. Vol. 56. Iss. 4. P. 1043–1078.

24. Phillips P.C.B., Shi S.P., Yu J. Testing for Multiple Bubbles: Limit Theory of Real Time Detectors // *International Economic Review*. 2015. Vol. 56. Iss. 4. P. 1079–1134.

25. Ласкин М.Б., Гадасина Л.В. Как определить кадастровую стоимость // *Имущественные отношения в Российской Федерации*. 2018. № 3. 42–53 с.

26. Русаков О.В., Ласкин М.Б., Джаксумбаева О.И., Стабровская К.Ю. Определение скидки

на торг по статистическим данным // Вестник гражданских инженеров. 2016. № 2. С. 268–284.

27. Ласкин М.Б. Корректировка рыночной стоимости по ценообразующему фактору «площадь объекта» // Имущественные отношения в Российской Федерации. 2017. № 8 (191). С. 86–99.

28. Официальный сайт Администрации Санкт-Петербурга [Электрон. ресурс]. Приказ Комитет имущественных отношений Санкт-Петербурга от 27.08.2015 № 59-п «Об утверждении результатов определения кадастровой стоимости помещений площадью менее 3000 кв. м на территории Санкт-Петербурга». Режим доступа: <http://gov.spb.ru/gov/otrasl/kio/documents/inve-dokumenty/4434/>. (Дата обращения: 05.06.2019).

29. Портал про недвижимость в Петербурге [Электрон. ресурс]. Цены на недвижимость в Санкт-Петербурге. Запрос динамики цен от 07.06.2019, начальная дата: 01.08.2015, конечная дата: 01.01.2018. Режим доступа: <https://www.bn.ru/graphs/index.php?singlgraph=main>. (Дата обращения: 07.06.2019).

30. Санкт-Петербургское государственное бюджетное учреждение «Городское управление кадастровой оценки» [Электрон. ресурс]. Отчет об определении кадастровой стоимости объектов недвижимости на территории Санкт-Петербурга № 1/2018, 2018. Режим доступа: <http://www.ko.spb.ru/interim-reports/>. (Дата обращения: 05.06.2019).

References

1. Anselin L., Lozano-Gracia N. Errors in variables and spatial effects in hedonic house price models of ambient air quality. *Empirical Economics*. 2008; 34; 1: 5–34.

2. Benson E. D., Hansen J.L., Schwartz Jr. A.L., Smersh G.T. Pricing Residential Amenities: The Value of a View. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*. 1998; 16; 1: 55–73.

3. Debrezion G., Pels E., Rietveld P. The impact of rail transport on real estate prices: an empirical analysis of the Dutch housing market. *Urban Stud*. 2011; 48; 5: 997–1015.

4. Jim C.Y., Chen, W.Y. Impacts of urban environmental elements on residential housing prices in Guangzhou (China). *Landscape and Urban Planning*. 2006; 78; 4: 422–434.

5. Rivas R., Patil D., Hristidis V., Barr J.R., Srinivasan N. The impact of colleges and hospitals to local real estate markets. *Journal of Big Data*. 2019; 6; 1.

6. Wena H., Zhanga Y., Zhang L. Assessing amenity effects of urban landscapes on housing price in Hangzhou, China. *Urban Forestry & Urban Greening*. 2015; 14: 1017–1026.

7. Peterson S., Flanagan A.B. Neural Network Hedonic Pricing Models in Mass Real Estate Appraisal. *Journal of real estate research* 2009; 31; 2: 147–164.

8. Rafiei M. H., Adeli H. Novel Machine-Learning Model for Estimating Construction Costs Considering Economic Variables and Indexes. *Journal of construction engineering and management*. 2018; 144; 12.

9. Antipov E.A., Pokryshevskaya E.B. Mass appraisal of residential apartments: An application of Random forest for valuation and a CART-based approach for model diagnostics. *Expert Systems with Applications*. 2012; 39: 1772–1778.

10. Kontrimas V., Verikas A., The mass appraisal of the real estate by computational intelligence. *Applied Soft Computing* 11. 2011: 443–448.

11. Park B., Baem J.K. Using machine learning algorithms for housing price prediction: The case

of Fairfax County, Virginia housing data. *Expert Systems with Applications* 42. 2015: 2928–2934.

12. Case K.E., Shiller R.J. Prices of Single-Family Homes since 1970: New Indexes for Four Cities. *New England Economic Review*; 1987: 45–56.

13. Englund P., Quigley, J.M., Redfearn, C.L. The choice of methodology for computing housing price indexes: comparison of temporal aggregation and sample definition. *Journal of real estate finance and economics*. 1999; 19; 2: 91–112.

14. Epley D. Assumptions and restrictions on the use of repeat sales to estimate residential price appreciation. *Journal of Real Estate Literature*. 2016; 24; 2: 275–286.

15. Malpezzi S. Hedonic pricing models: A selective and applied review. In: O'Sullivan T, Gibb K, & editors. *Housing economics and public policy: Essays in honor of Duncan MacLennan*. Oxford. UK: Blackwell Science. 2002: 67–89.

16. Case B., Quigley J.M. The dynamics of real estate prices. *The Review of Economics and Statistics*. 1991; 73; 1: 50–58.

17. Englund P., Quigley J.M., Redfearn C.L. Improved price indexes for real estate: Measuring the course of Swedish housing prices. *Journal of Urban Economics*. 1998; 44; 2: 171–196.

18. Jones C. House price measurement: The hybrid hedonic repeat-sales method. *The Economic Record*. 2010; 86; 272: 95–97.

19. Wang F., Zheng X. The comparison of the hedonic, repeat sales, and hybrid models: Evidence from the Chinese paintings. *Cogent Economics & Finance*. 2018; 6: 1–19.

20. Brunnermeier M.K. Bubbles. In *The New Palgrave Dictionary of Economics*. L.E. Blume and S.N. Durlauf, eds. New York: Palgrave Macmillan. 2009.

21. Fabozzi F.J., Xiao K. The Timeline Estimation of Bubbles: The Case of Real Estate. *Real Estate Economics*. 2019; 47; 2: 564–594.

22. Fernandez-Kranz D., Hon M.T. A cross-section analysis of the income elasticity of housing

demand in Spain: Is there a real estate bubble? *Journal of real estate finance and economics*. 2006; 32; 4: 449-470.

23. Phillips P.C.B., Shi S.P., Yu J. Testing for Multiple Bubbles: Historical Episodes of Exuberance. *International Economic Review*. 2015; 56; 4: 1043–1078.

24. Phillips P.C.B., Shi S.P., Yu J. Testing for Multiple Bubbles: Limit Theory of Real Time Detectors. *International Economic Review*. 2015; 56; 4: 1079–1134.

25. Laskin M.B., Gadasina L.V. How to determine the cadastral value. *Imushchestvennyye otnosheniya v Rossiyskoy Federatsii* = Property relations in the Russian Federation. 2018; 3: 42–53. (In Russ.)

26. Rusakov O.V., Laskin M.B., Dzhaksumbayeva O.I., Stabrovskaya K.YU. Determination of discounts for bargaining according to statistical data. *Vestnik grazhdanskikh inzhenerov* = Bulletin of civil engineers. 2016; 2: 268-284. (In Russ.)

27. Laskin M.B. Market value adjustment by the pricing factor “facility area”. *Imushchestvennyye otnosheniya v Rossiyskoy Federatsii* = Property

Relations in the Russian Federation. 2017; 8 (191): 86–99. (In Russ.)

28. The official website of the Administration of St. Petersburg [Internet]. Order of the Committee for Property Relations of St. Petersburg dated August 27, 2015 No. 59-p «On approval of the results of determining the cadastral value of premises with an area of less than 3000 square meters in the territory of St. Petersburg». Available from: <http://gov.spb.ru/gov/otrasl/kio/documents/inve-dokumenty/4434/>. (cited: 05.06.2019). (In Russ.)

29. Portal about real estate in St. Petersburg [Internet]. Real estate prices in St. Petersburg. Request for price dynamics on 07.06.2019, start date: 01.08.2015, end date: 01.01.2018. Available from: <https://www.bn.ru/graphs/index.php?singlgraph=main>. (cited: 07.06.2019). (In Russ.)

30. St. Petersburg State Budget Institution “City Department of Cadastral Valuation” [Internet]. Report on the determination of the cadastral value of real estate in St. Petersburg No. №1/2018, 2018. Available from: <http://www.ko.spb.ru/interim-reports/>. (cited: 05.06.2019). (In Russ.)

Сведения об авторах

Михаил Борисович Ласкин

Старший научный сотрудник

Санкт-Петербургский институт информатики и автоматизации, Российская Академия Наук (СПИИРАН), Санкт-Петербург, Россия

Эл. почта: laskinmb@yahoo.com

Александр Юрьевич Талавиря

Аспирант департамента логистики и управления цепями поставок в Санкт-Петербурге

Национальный Исследовательский Университет Высшая Школа Экономики (НИУ ВШЭ),

Санкт-Петербург, Россия

Эл. почта: a.talavirya@yandex.ru

Information about the authors

Mikhail B. Laskin

Senior Researcher

St. Petersburg Institute for Informatics and Automation of the Russian Academy of Sciences, St. Petersburg, Russia

E-mail: laskinmb@yahoo.com

Aleksander U. Talavirya

Postgraduate student of the Department of Logistics and Supply Chain Management in St. Petersburg

Higher School of Economics, St. Petersburg, Russia

E-mail: a.talavirya@yandex.ru